Analyse économique

Série de documents de recherche

Économies d'agglomération : estimations de panel de microdonnées du secteur canadien de la fabrication

par John R. Baldwin, W. Mark Brown et David L. Rigby

N° 049

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Économies d'agglomération : estimations de panel de microdonnées du secteur canadien de la fabrication[1]

par
John R. Baldwin[2], W. Mark Brown[2] et David L. Rigby[3]

11F0027MIF N° 049
ISSN : 1703-0412
ISBN : 978-0-662-08037-4

Division de l'analyse microéconomique
18-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6

Février 2008

Les noms des auteurs sont inscrits par ordre alphabétique.

Nous tenons à souligner l'aide offerte par Desmond Beckstead et Robert Gibson concernant à la fois les fichiers longitudinaux utilisés dans la présente étude et les calculs fondés sur les données de recensement et les données des entrées-sorties qui ont servi à mettre en relief les effets d'agglomération.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0027MIE, no. 049).

---

1. La présente étude de recherche a été financée au moyen d'une bourse de recherche en études canadiennes et par des fonds de contrepartie provenant de la Division de l'analyse microéconomique de Statistique Canada.
2. Division de l'analyse microéconomique, Statistique Canada.
3. Département de géographie, la University of California, Los Angeles.

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Série de documents de recherche sur l'analyse économique

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du Secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. La série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca.

Tous les documents de recherche de la Série d'analyse économique font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les documents dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
18^{e} étage, Immeuble R.-H.-Coats
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Table des matières

Résumé **6**

Sommaire exécutif **7**

1. Introduction **9**

2. Données et modèle **12**

2.1 Caractéristiques des établissements et des entreprises 14
2.2 Modèle 15
2.3 Caractéristiques de l'emplacement 17
2.4 Caractéristiques de l'échantillon 20

3. Stratégie économétrique **24**

4. Estimations de modèles de panel **25**

5. Conclusion **30**

Bibliographie **32**

Résumé

La productivité et les salaires ont tendance à être plus élevés dans les villes. L'explication courante de ce phénomène repose sur les économies d'agglomération, qui font augmenter le rendement associé au fait d'occuper un emplacement urbain. Les arguments parallèles axés sur la spécialisation et sur la diversité viennent étayer cette explication proposée. Depuis longtemps, la recherche empirique s'efforce de confirmer l'existence de telles économies d'agglomération et de trancher entre, d'une part, les modèles de Marshall, Arrow et Romer (MAR), qui avancent que les avantages de la proximité sont en grande partie confinés à des industries particulières, et d'autre part l'argument de Jacobs (1969) voulant que de tels avantages découlent de l'accroissement général de la densité de l'activité économique dans un emplacement donné et profitent à l'ensemble des occupants de cet emplacement. L'objet premier de la présente étude est de déterminer les principales sources de la hausse du rendement en région urbaine, dans la foulée des travaux de Marshall (1920). L'examen de la distance sur laquelle se manifestent les externalités entre entreprises appartenant à une même industrie constitue un deuxième objectif. Afin d'étudier ces questions, nous utilisons des données au niveau des établissements, structurées sous forme de panel pour les années 1989 et 1999. Les données de panel permettent d'éliminer le biais d'échantillonnage découlant de l'hétérogénéité non observée au niveau des établissements, cette hétérogénéité étant constante au fil du temps. Les fonctions de production au niveau des établissements sont estimées pour l'ensemble du secteur canadien de la fabrication ainsi que pour cinq grands groupes d'industries caractérisés par la nature de leur production. Les résultats obtenus donnent beaucoup de poids aux arguments de Marshall (1920) concernant l'importance des réseaux acheteurs-fournisseurs, des bassins de main-d'œuvre et des externalités. Les données montrent que les externalités donnent lieu à un accroissement de la productivité des établissements à l'intérieur d'une même industrie plutôt qu'entre industries, et que ces externalités tendent à se manifester sur une plus vaste étendue spatiale que ce qui avait été observé dans les études précédentes.

Mots-clés : économies d'agglomération, économies de localisation, productivité, économies urbaines

Sommaire exécutif

Le cadre de comptabilité de la croissance utilisé pour mettre en lumière les différents déterminants de la croissance économique met l'accent sur les changements touchant le travail, le capital, les matières intermédiaires et ce que l'on appelle habituellement la productivité multifactorielle (PMF), qui correspond à un résidu inexpliqué. La PMF est souvent attribuée à des entrées non mesurées, comme l'expérience de gestion et la capacité d'innovation, ou encore à des externalités produites par l'environnement, qu'il s'agisse de connaissances librement accessibles, de l'infrastructure sociale de l'économie ou des structures économiques sous-jacentes.

Les économies d'agglomération (localisation) de Marshall entrent dans cette dernière catégorie. Elles incluent les avantages que procure une composition de la main-d'œuvre appariée aux besoins des entreprises, la présence d'autres entreprises qui sont en mesure de fournir des entrées spécialisées, et l'information provenant d'autres entreprises de la même industrie qui peut servir à réduire les coûts et à améliorer la qualité des produits. Dans tous les cas, la distance — c'est-à-dire ici la proximité de travailleurs, de fournisseurs ou de sources d'information — est considérée comme étant un facteur qui apporte des avantages au chapitre des coûts.

Mesurer l'incidence de ces externalités n'est pas chose facile. De nombreuses études antérieures ont souffert de l'utilisation de données agrégées et de piètres substituts pour l'agglomération. Dans le but de résoudre ces problèmes, la présente étude fait appel à une base de microdonnées détaillées sur les établissements et les entreprises du secteur canadien de la fabrication, qui permet de mesurer à la fois la productivité et les caractéristiques connexes des entités de production. Cette base de données englobe à peu près toute la population pertinente — ce qui a pour effet de réduire le biais d'échantillonnage associé à des bases de données moins complètes —, et ce, sur une période de 10 ans.

Les établissements peuvent être situés avec précision au moyen de codes géographiques constants et faire l'objet d'un suivi au fil du temps. De cette manière, nous pouvons examiner à la fois les différences entre établissements à un moment donné et, plus important encore, la manière dont l'évolution des caractéristiques urbaines au fil du temps a influé sur la productivité. Cet examen des changements survenus au fil du temps nous permet d'étudier la question de savoir si la croissance récente des économies urbaines et les changements relatifs à la structure industrielle ont donné lieu à leur tour à des changements touchant la productivité. Cet examen nous permet également d'étudier si les résultats transversaux simples obtenus peuvent être le fait d'un biais d'échantillonnage — autrement dit, la productivité plus élevée des entreprises et des établissements situés dans certaines régions serait due peut-être à des caractéristiques particulières de ces entreprises (effets fixes), par opposition aux caractéristiques de certaines économies urbaines qui génèrent des économies d'agglomération.

Dans la présente étude, la base de microdonnées est mise en relation avec deux autres sources de données. D'abord, les données de recensement fournissent des renseignements sur la répartition par professions de la population active dans les régions urbaines, le but étant de vérifier dans quelle mesure la concordance de cette répartition avec les besoins des entreprises situées dans ces régions est associée à la PMF. Des données des entrées-sorties sont utilisées afin de décrire la

nature des liens importants pour différentes industries, puis on fait appel aux microdonnées en vue d'examiner la question de savoir si les fournisseurs importants des industries selon les tableaux des entrées-sorties sont situés à proximité de chaque établissement et si l'influence connexe sur la PMF de l'établissement peut donner à penser que les liens avec les fournisseurs au niveau urbain contribuent à la PMF. Enfin, le nombre d'établissements d'une même industrie qui sont situés à proximité sert à déterminer s'il y a des externalités intra-industrie, du fait de transferts de connaissances, peu importe la forme que prennent ces transferts — employés qui passent d'un établissement à un autre, contacts officiels ou informels, etc.

Selon les résultats de notre étude, les trois sources d'économies d'agglomération sont importantes. Au niveau agrégé, nos résultats indiquent que la productivité des établissements est influencée de façon significative par la répartition des travailleurs par profession, de même que par la densité du réseau acheteurs-fournisseurs et par le nombre d'établissements appartenant à la même industrie dans la région où sont situés les établissements. Empiriquement parlant, c'est l'appariement au niveau de la répartition par professions qui exerce l'effet le plus marqué. Ces résultats étayent et enrichissent des constatations antérieures faites à la suite d'enquêtes transversales aux États-Unis (Rigby et Essletzbichler, 2002) et au Canada (Baldwin et coll., 2007).

Dans la foulée de Rosenthal et Strange (2001, 2003) ainsi que de Henderson (2003), nous étudions l'étendue géographique des avantages découlant de la co-localisation d'établissements. Comme ceux de Rosenthal et Strange (2003), nos résultats indiquent que les avantages de la co-localisation d'établissements d'une même industrie s'atténuent rapidement en proportion de la distance.

Nos résultats laissent également penser que les économies d'agglomération urbaine sous l'angle de l'offre de main-d'œuvre, des fournisseurs spécialisés et des externalités de connaissances sont largement répandues parmi toutes les industries, quoique leur ampleur et leur degré de signification statistique varient selon l'industrie.

1. Introduction

Dans quelle mesure la dimension géographique a-t-elle une incidence sur le rendement des entreprises? Est-ce que les avantages associés à certains emplacements présentent autant d'importance en vue de conférer un avantage concurrentiel que les caractéristiques inhérentes aux établissements commerciaux eux-mêmes? Quelles sont les sources de l'accroissement du rendement observé dans certains emplacements précis, et est-ce que les économies propres à ces emplacements sont réalisées par toutes les catégories d'établissements ou seulement par certaines? Sur quelle distance les avantages de la co-localisation sont-ils ressentis?

Ces questions sont fortement ancrées dans le domaine de l'économie urbaine et régionale; leurs racines remontent aux les travaux de Marshall (1920). Nous inspirant des commentaires de ce dernier lorsqu'il évoque l'« atmosphère industrielle » locale, nous cherchons d'abord à identifier les sources de l'agglomération et à évaluer leur importance. Cette étude s'inscrit dans la soudaine remontée de l'intérêt que suscite le phénomène de l'agglomération, qui a fait l'objet d'un examen approfondi de la part de Rosenthal et Strange (2004) ainsi que de Duranton (2007). Ce regain d'intérêt tient pour une part au fait que l'on reconnaît désormais l'importance constante que revêtent les villes en tant que centres de l'activité économique, et ce, en dépit des innovations récentes dans des domaines comme les transports ou les technologies de l'information et des communications ainsi que de la fragmentation d'une portion importante de la production à l'échelle du globe (Scott, 2001). Une autre raison de cet intérêt est que l'on possède une somme de plus en plus grande de microdonnées géoréférencées, de sorte que les chercheurs disposent de moyens dont ils étaient privés jusqu'ici, ce qui leur permet d'examiner de nouveaux arguments à propos du rendement croissant associé aux régions urbaines.

Les hypothèses théoriques classiques concernant l'agglomération ont pour pivot la proximité géographique. Les entreprises qui choisissent de s'établir dans les villes y trouvent de vastes bassins de main-d'œuvre spécialisée, d'où une réduction des coûts associés au recrutement et à la formation de leur personnel (Mincer, 1984; Barron, Black et Loewenstein, 1989; et Becker et Murphy, 1992). De plus, on considère que la créativité et la vaste palette de compétences que l'on retrouve tout particulièrement dans les grandes villes remplissent un rôle crucial dans la création et l'incubation d'entreprises (Duranton et Puga, 2000; Jacobs, 1969). En tant que centres d'une activité économique dense, les villes offrent aux entreprises de nombreuses possibilités, en ce qui touche tant les sources locales d'entrées que la distribution de leur production, ce qui se traduit par une diminution des coûts de transport (Chinitz, 1961). En outre, on croit que la concentration urbaine des entreprises donne lieu à un accroissement de la production de connaissances et, partant, des externalités de connaissances localisées découlant soit de l'échange d'information tacite au moyen de contacts personnels, soit de la mobilité inter-entreprises du capital humain (Lucas, 1988; Rauch, 1993; Jaffe, Trajtenberg et Henderson, 1993; et Almeida et Kogut, 1999).

Bon nombre des premiers travaux d'analyse empirique du phénomène de l'agglomération ont porté sur la relation générale entre la taille des villes et la productivité (Sveikauskas, 1975; Moomaw, 1981; et Beeson et Husted, 1989). Moomaw (1983) et Gerking (1993) ont fait la revue de ces travaux. Les études subséquentes, de plus en plus poussées, ont visé pour une bonne part à faire une distinction entre les économies associées à la localisation (intra-industrie) et celles

découlant de l'urbanisation (inter-industries), ou encore, dans une optique dynamique, entre les externalités de Marshall-Arrow-Romer (MAR) et celles de Jacobs (Glaeser et coll., 1992). Dans le cadre de leur examen de la croissance de l'emploi industriel dans les villes aux États-Unis entre 1956 et 1987, Glaeser et coll. (1992) ont constaté que la spécialisation régionale — substitut des externalités de MAR — exerce peu d'effet, alors que la diversité au niveau des villes — substitut des externalités de Jacobs — a des effets utiles. Ces chercheurs concluent que les externalités inter-industries contribuent nettement plus que les externalités intra-industrie à expliquer la croissance de l'emploi, surtout dans les villes parvenues à maturité. Henderson, Kuncoro et Turner (1995) se sont concentrés sur huit industries du secteur de la fabrication dans les régions métropolitaines des États-Unis de 1970 à 1987, et ils ont observé que les externalités de MAR stimulent la croissance dans les industries de biens d'équipement parvenues à maturité, tandis que les externalités de Jacob n'ont pas d'effet significatif. Ils ont ensuite démontré que, dans les secteurs de la haute technologie, dont le degré de maturité est relativement peu avancé, les deux catégories d'externalités sont observables; cependant, à mesure que ces secteurs gagnent en maturité et évoluent à partir de grandes villes diversifiées, les économies découlant des externalités de MAR en viennent à prédominer, ce qui va dans le sens des arguments avancés par Duranton et Puga (2000). Black et Henderson (1999) ainsi que Henderson (2003), dans le cadre de travaux plus élaborés visant à prendre en compte l'endogénéité, se sont penchés sur la nature des économies d'agglomération en recourant à des méthodes de panel et à des données au niveau des établissements provenant de la base de données de recherche longitudinales (Longitudinal Research Database, ou LRD) du U.S. Census Bureau. Black et Henderson (1999) ne font état d'aucun élément démontrant l'existence d'économies d'agglomération, sous quelque forme que ce soit, dans les industries de biens d'équipement, tandis que des économies associées aux externalités de MAR sont réalisées dans les secteurs de la haute technologie. Henderson (2003) présente des constatations similaires.

Il y a eu d'autres travaux empiriques visant à déterminer les sources d'économies d'agglomération à la suite de Marshall (1920). Dumais, Ellison et Glaeser (1998) montrent que la croissance de l'emploi industriel dans les régions métropolitaines est tributaire de la demande de main-d'œuvre par professions de la part de l'industrie ainsi que de la répartition des travailleurs par professions à l'échelon local. Peu d'éléments probants ont pu être mis de l'avant à l'appui des arguments voulant que la croissance de l'emploi soit liée aux externalités de connaissances ou aux réseaux acheteurs-fournisseurs locaux. Dans la foulée de ces travaux, une étude récente, utilisant des données semblables à celles de la LRD et portant sur des groupes plus détaillés d'industries dans les villes aux États-Unis, indique que les trois facteurs d'agglomération selon Marshall — la composition de la main-d'œuvre, la densité locale du réseau acheteurs-fournisseurs et les externalités — jouent un rôle beaucoup plus important (Rigby et Essletzbichler, 2002). Rosenthal et Strange (2001) utilisent les données de Dunn et Bradstreet afin d'étudier les déterminants de l'agglomération. Ils procèdent à la régression d'un indice de la concentration spatiale d'industries à différentes échelles spatiales, en utilisant des substituts pour les externalités de connaissances, les bassins de main-d'œuvre, le partage d'entrées et d'autres facteurs. Ils constatent que les bassins de main-d'œuvre sont liés de façon significative à la concentration industrielle pour les différentes échelles spatiales, tandis que l'influence des externalités se fait sentir uniquement à l'échelle (locale) du code postal. Dans une étude subséquente, ils établissent de façon plus minutieuse que les économies de localisation diminuent rapidement en fonction de la distance (Rosenthal et Strange, 2003).

Baldwin et coll. (2007) établissent un lien entre les arguments énoncés dans un certain nombre des études mentionnées précédemment en utilisant des données transversales sur le secteur canadien de la fabrication pour 1999. Adaptant à l'économie canadienne les mesures de Rigby et Essletzbichler (2002) qui portent sur l'appariement au niveau du marché de la main-d'œuvre et sur le réseau acheteurs-fournisseurs, ils obtiennent des résultats généralement similaires. Afin de mettre en lumière les externalités éventuelles, ils utilisent le nombre d'établissements intra-industrie pour rendre compte des économies de MAR, en concordance avec les travaux d'Henderson (2003), la taille de la population servant quant à elle de substitut pour les économies selon Jacobs. Ils trouvent des preuves de l'existence de ces deux catégories d'externalités au niveau de l'économie canadienne dans son ensemble, les effets liés à la localisation de MAR étant toutefois plus marqués. Tout comme Rosenthal et Strange (2003), ils indiquent que la portée géographique des externalités intra-industrie est limitée, n'excédant pas 10 kilomètres.

La présente analyse porte sur les établissements de fabrication canadiens. Les villes au Canada sont généralement plus petites que les villes aux États-Unis, de sorte que l'échantillon utilisé présente un avantage en ce qu'il permet de vérifier l'existence d'externalités dans des marchés plus petits, où les économies d'agglomération n'ont pas encore été complètement réalisées.

Au niveau de ces établissements, nous estimons les fonctions de production qui correspondent aux deux ensembles d'arguments; les premières fonctions rendent compte des caractéristiques des établissements ainsi que de leurs sociétés mères, le cas échéant, et les secondes, des caractéristiques propres à l'emplacement et associées au départ au rendement économique par Marshall (1920).

Les fonctions de production sont estimées au moyen de méthodes de panel, de façon à éliminer le biais associé aux variables omises, qui est courant dans les analyses transversales. Pour utiliser des techniques de panel, il faut disposer d'observations au niveau des établissements au fil du temps. Nous examinons les établissements de fabrication en 1989 et 1999. Seuls les établissements en exploitation lors de ces deux années font partie de l'échantillon. Le recours à un panel longitudinal nous permet non seulement de résoudre le problème du biais d'effets fixes mais également d'établir si la relation observée dans l'échantillon transversal, qui est le résultat de phénomènes ou d'événements qui se sont déroulés sur une période de plusieurs années, existe également dans une perspective à court terme — autrement dit, si des changements ayant touché les caractéristiques géographiques au cours des années 1990 ont eu une incidence sur les changements rattachés à la productivité du travail.

Au niveau agrégé, nos résultats montrent que la productivité des établissements est influencée de façon significative par la répartition des travailleurs par profession, la densité du réseau acheteurs-fournisseurs (substitut des externalités inter-industries) et le nombre d'établissements appartenant à la même industrie à l'intérieur de la région où sont situés les différents établissements (substitut des externalités intra-industrie). Il appert que les deux premières de ces trois économies d'agglomération ont une élasticité plus grande que celles associées à certaines caractéristiques des établissements ou des entreprises. Ces résultats correspondent en gros aux observations faites dans le cadre d'enquêtes transversales antérieures aux États-Unis (Rigby et Essletzbichler, 2002) et au Canada (Baldwin et coll., 2007).

Dans la foulée de Rosenthal et Strange (2001, 2003) ainsi que de Henderson (2003), nous étudions l'étendue géographique des avantages découlant de la co-localisation d'établissements. Relativement à chaque établissement, nous déterminons le nombre d'établissements de la même industrie à l'intérieur de cercles concentriques de largeurs variées. Au niveau de l'ensemble de notre échantillon d'établissements de fabrication canadiens, nous observons une relation positive entre le nombre d'établissements de la même industrie, notre mesure des économies de localisation et la productivité. Cette relation est statistiquement significative pour les courtes distances (de 0 à 5 kilomètres), mais ne l'est pas pour les distances plus longues. Ce résultat est conforme à celui de Rosenthal et Strange (2003), qui constatent que les avantages de la co-localisation d'établissements d'une même industrie s'atténuent rapidement en proportion de la distance. En ce qui concerne la productivité, nous n'observons aucun avantage significatif associé au fait qu'un établissement soit situé dans des régions où la population est plus élevée, ce paramètre nous servant de substitut pour les économies d'urbanisation (Jacobs, 1969). En fait, l'effet indépendant de la taille de la ville est généralement négatif, ce qui laisse supposer des effets de congestion.

L'analyse de cinq groupes d'industries distincts (caractérisés par la nature de la production) montre que les différentes sources d'économies d'agglomération ne se manifestent pas de façon uniforme dans l'ensemble de l'économie. La densité des réseaux locaux acheteurs-fournisseurs et la composition de la main-d'œuvre locale influent de façon significative sur la productivité dans trois des cinq groupes. La signification du nombre d'établissements d'une même industrie varie considérablement selon la distance et selon l'industrie.

2. Données et modèle

Les variables utilisées dans nos modèles économétriques entrent d'emblée dans deux catégories distinctes : les caractéristiques des unités commerciales ou des établissements, et les caractéristiques des emplacements. Le tableau 1 présente la liste des variables de nos modèles et en donne une description concise. Les données au niveau des établissements sont établies à partir de l'Enquête annuelle des manufactures (EAM) au Canada pour 1989 et 1999. Les techniques de panel que nous employons nécessitent des observations au niveau des établissements pour au moins deux ans.

Tableau 1
Description des variables

Variables		Description
Abréviation	Nom	
Caractéristiques de l'établissement		
PT	Productivité du travail	Valeur ajoutée, divisée par le nombre de travailleurs de l'établissement qui sont affectés à la production
BÉNÉFICES/VA	Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	Valeur ajoutée, moins le quotient des salaires par la valeur ajoutée
TRAPRO	Travailleurs de la production	Nombre de travailleurs de la production que compte l'établissement
THPTP	Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	Quotient du nombre des travailleurs hors production par celui des travailleurs de la production
Caractéristiques de l'emplacement		
COMPOA	Composition de la main-d'œuvre	Caractéristique définie à la sous-section 2.2
FAXLQ	Densité locale des fournisseurs en amont	Caractéristique définie à la sous-section 2.2
ÉTABLS0-5	Établissements situés à l'intérieur d'un rayon de 5 km	Nombre d'établissements faisant partie de la même industrie (code à deux chiffres) à l'intérieur d'un rayon de 5 km
ÉTABLS0-10	Établissements situés à l'intérieur d'un rayon de 10 km	Nombre d'établissements faisant partie de la même industrie (code à deux chiffres) et situés à l'intérieur d'un rayon de 10 km
ÉTABLS0-50	Établissements situés à l'intérieur d'un rayon de 50 km	Nombre d'établissements faisant partie de la même industrie (code à deux chiffres) et situés à l'intérieur d'un rayon de 50 km
ÉTABLS0-200	Établissements situés à l'intérieur d'un rayon de 200 km	Nombre d'établissements faisant partie de la même industrie (code à deux chiffres) et situés à l'intérieur d'un rayon de 200 kilomètres
POPLN	Population	Population de la région métropolitaine de recensement ou de l'agglomération de recensement où est situé l'établissement

Sources : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures, Recensement de la population, Comptes des entrées-sorties.

Nos données relatives aux caractéristiques des emplacements sont établies à partir de l'EAM, des Recensements de la population de 1991 et 2001 ainsi que des Comptes des entrées-sorties du Canada. Toutes les données ont fait l'objet d'un géocodage fondé sur une géographie constante du Recensement de 2001 relativement aux régions métropolitaines de recensement (RMR) et aux agglomérations de recensement (AR). En 2001, le Canada comptait 141 RMR et AR, dont la population allait d'environ 10 000 habitants à Kitimat (Colombie-Britannique) à quelque 4,6 millions d'habitants dans la RMR de Toronto. Ces 141 régions représentaient approximativement 80 % de la population canadienne en 2001 et le même pourcentage des établissements de fabrication canadiens en 1999.

2.1 Caractéristiques des établissements et des entreprises

La variable dépendante que nous utilisons dans notre analyse est la productivité du travail, mesurée d'après le quotient de la valeur ajoutée par le nombre de travailleurs de la production. Pour chaque établissement, nous mesurons la valeur ajoutée et les travailleurs de la production d'après la moyenne enregistrée lors de trois années. Pour 1989, nous prenons en compte les deux années adjacentes. L'année 1999 étant pour sa part la dernière du fichier longitudinal, nous utilisons la moyenne de la valeur ajoutée et des travailleurs de la production pour cette année particulière et pour les deux années précédentes. La valeur ajoutée est mesurée en dollars constants à l'aide d'un déflateur au niveau de l'industrie.

Si nous utilisons une moyenne sur trois ans pour la valeur ajoutée et le nombre de travailleurs de la production par établissement, de même que pour toutes les autres caractéristiques des établissements, c'est dans le but de réduire la variabilité d'une année sur l'autre, une telle variabilité étant inhérente à ce genre de microdonnées. Les établissements subissent fréquemment des chocs qui peuvent occulter la relation entre les entrées et la production au niveau des établissements (en raison, par exemple, du maintien d'effectifs en surnombre). L'utilisation d'une moyenne sur trois ans contribue à atténuer l'effet que cette variabilité peut avoir sur nos estimations.

On peut s'attendre à ce que la productivité du travail soit fonction de plusieurs caractéristiques des établissements, notamment la taille de l'établissement, l'intensité de capital et le ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production. Il est à prévoir que la productivité du travail sera supérieure dans les établissements de grande taille, car ces établissements pourront tirer parti d'économies d'échelle sous différentes formes (entre autres, celles découlant d'un cycle de production plus long). La taille des établissements est mesurée en fonction du nombre de travailleurs de la production.

On s'attendra aussi à ce que la productivité des travailleurs de la production augmente en parallèle avec l'accroissement de la quantité de machines et de matériel dont ils se servent dans le cadre de leur travail. Nous aurions voulu mettre en relief l'effet de la mécanisation au moyen d'une variable servant à mesurer le ratio capital-travail. Malheureusement, on ne dispose pas de données sur le stock de capital au niveau des établissements, aussi avons-nous plutôt utilisé une variable substitut pour le ratio capital-travail, soit le ratio des bénéfices à la valeur ajoutée. Dans une économie de concurrence, les bénéfices couvrent simplement le coût du capital, et ils constituent de ce fait un substitut adéquat pour le capital relatif intégré à différents établissements, en particulier lorsqu'on établit une moyenne sur plusieurs années. D'autres études où ce substitut a été utilisé dans un cadre de fonction de production faisant appel aux microdonnées d'enquête sur le secteur canadien de la fabrication ont produit des coefficients du capital qui sont très proches de ceux calculés à partir de données sur le stock de capital au niveau de l'industrie (se reporter à Baldwin et Gu, 2003). Les bénéfices correspondent à la valeur ajoutée, déduction faite des salaires. Tout comme la valeur ajoutée, les salaires sont déflatés, de manière à obtenir des estimations en dollars constants.

Les travailleurs de la production ont tendance à engendrer un niveau de production plus élevé lorsque davantage de travailleurs hors production contribuent au processus de production. Par

exemple, un apport accru de la part des fonctions de gestion et de génie peut concourir à une meilleure organisation du processus de production. Nous prévoyons donc qu'il existe un lien positif entre la productivité du travail et le ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production.

2.2 Modèle

Il est possible de calculer de façon systématique la relation entre la valeur ajoutée, la taille des établissements et l'intensité de capital à partir d'une fonction de production faisant appel à la technologie de Cobb-Douglas, où la valeur ajoutée (VA) est exprimée sous la forme suivante :

$$VA = AK^{\alpha} L_{ip}^{\beta} L_{ihp}^{\sigma}, \tag{1}$$

où K est une mesure de l'entrée capital, L_{ip} est le nombre de travailleurs de la production de l'établissement et L_{ihp} est le nombre de travailleurs hors production. Il suffit de quelques manipulations algébriques pour reformuler l'équation (1) de telle sorte que la productivité du travail (PT) soit une fonction de l'entrée capital et de l'entrée travail :

$$PT = \frac{VA}{L_{ip}} = A\left(\frac{K}{L_{ip}}\right)^{\alpha}\left(\frac{L_{ihp}}{L_{ip}}\right)^{\sigma} L_{ip}^{\beta+\alpha+\sigma-1}. \tag{2}$$

Dès lors, la productivité du travail est une fonction positive de la quantité de capital utilisée par travailleur de la production, du nombre de travailleurs hors production pour chaque travailleur de la production et de la taille de l'établissement, mesurée d'après le nombre de travailleurs de la production. Les données de l'EAM permettent de mesurer la valeur ajoutée et de déterminer le nombre de travailleurs de la production et de travailleurs hors production. Par contre, comme nous l'avons déjà mentionné, cette enquête ne fournit aucune estimation du capital, et nous devons donc élaborer un substitut ($\hat{K}$), que nous pouvons estimer à partir de la formulation suivante des bénéfices (π) :

$$\pi = VA - salaires = r\hat{K} \tag{3}$$

où r est le taux de rendement du capital. Le ratio des bénéfices au travail, $r\hat{K} / L_{ip}$, peut faire l'objet d'une substitution dans l'équation (2), de sorte que, si nous supposons que le taux de rendement est le même dans l'ensemble des établissements, nous obtenons :

$$PT = Ar^{\alpha}\left(\frac{\hat{K}}{L_{ip}}\right)^{\alpha}\left(\frac{L_{ihp}}{L_{ip}}\right)^{\sigma} L_{ip}^{\beta+\alpha+\sigma-1}. \tag{4}$$

À partir de cette formulation, la variation des bénéfices selon l'industrie et la province peut être attribuée à des effets fixes par industrie et par province.

L'un des problèmes que pose l'équation (4) dans la pratique est que notre substitut du ratio capital-travail et notre mesure de la productivité sont fortement corrélés, étant donné que, pour l'un et l'autre, la valeur ajoutée fait partie du numérateur et le travail, du dénominateur. Pour résoudre ce problème, nous estimons un modèle légèrement différent. Si nous multiplions l'équation (1) par VA^{α}/VA^{α}, nous obtenons :

$$VA = Ar^{\alpha}\left(\frac{\hat{K}}{VA}\right)^{\alpha} VA^{\alpha} L_{ip}^{\beta} L_{ihp}^{\sigma}, \tag{5}$$

Ce qui suppose que :

$$VA = A^{\frac{1}{1-\alpha}} r^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{\hat{K}}{VA}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L_{ip}^{\frac{\beta}{1-\alpha}} L_{ihp}^{\frac{\sigma}{1-\alpha}}. \tag{6}$$

La productivité du travail peut donc être définie ainsi :

$$PT = \tilde{A}\tilde{r}\left(\frac{\hat{K}}{VA}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{L_{ihp}}{L_{ip}}\right)^{\frac{\sigma}{1-\alpha}} L_{ip}^{\frac{\beta+\alpha+\sigma-1}{1-\alpha}}, \tag{7}$$

où $\tilde{A} = A^{1/(1-\alpha)}$ et $\tilde{r} = r^{\alpha/(1-\alpha)}$. Cette équation peut être utilisée afin de calculer les valeurs de α, β et σ. Ainsi, même si nous n'estimons pas directement l'effet du ratio capital-travail sur la productivité, nous pouvons parvenir à une estimation.

Aux fins de l'estimation de l'équation (7), nous incorporons un terme d'erreur multiplicatif ε et nous utilisons sa transformation logarithmique :

$$\ln LP_{ijk} = \ln \tilde{A} + \ln \tilde{r} + \delta_1 \ln \frac{\hat{K}_i}{VA_i} + \delta_2 \ln \frac{L_{ihp,i}}{L_{ip,i}} + \delta_3 \ln L_{ip,i} + \delta_4 \ln r_i + \ln \varepsilon_i, \tag{8}$$

où $\delta_1 = \frac{\alpha}{1-\alpha}$, $\delta_2 = \frac{\sigma}{1-\alpha}$, $\delta_3 = \frac{\beta+\alpha+\sigma-1}{1-\alpha}$ et $\delta_4 = \frac{1}{1-\alpha}$. Précisons aussi que i est l'indice des établissements, j, l'indice des entreprises et k, l'indice des emplacements géographiques.

Dans l'ensemble de notre analyse, nous faisons l'hypothèse que toutes les autres caractéristiques de l'entreprise et de son emplacement sont transmises par le terme de la productivité multifactorielle, A, de sorte que :

$$\ln \tilde{A} = \ln a + \varphi' \mathbf{lnX}_j + \theta' \mathbf{lnG}_k + \gamma_i + \eta_j + \lambda_k \tag{9}$$

où $\mathbf{X}$ est un vecteur des caractéristiques de l'entreprise qui exerce un contrôle sur l'établissement i et $\mathbf{G}$ est un vecteur des caractéristiques de l'emplacement k. Ces caractéristiques

géographiques sont liées à la région métropolitaine associée à k ou sont calculées en fonction d'une distance donnée par rapport à k, que l'on peut alors concevoir comme un point dans l'espace.

Dans le modèle, nous mesurons deux catégories de caractéristiques des entreprises. D'abord, nous déterminons si l'établissement fait partie d'une entreprise comptant plusieurs établissements au moyen d'une variable nominale binaire, avec comme groupe de référence les entreprises qui ont un seul établissement. Nous nous attendons à que les entreprises qui comptent plusieurs établissements soient plus grandes que celles n'en possédant qu'un seul. L'établissement pourra profiter d'économies découlant de la taille de l'entreprise. Par exemple, les entreprises plus grandes seront à même de recueillir et d'analyser des renseignements permettant d'améliorer les pratiques de gestion, d'où une hausse de la productivité.

Nous déterminons ensuite si les établissements sont sous contrôle étranger. Les établissements qui entrent dans cette catégorie devraient présenter une productivité plus élevée, puisqu'elles ont accès à une plus large palette d'expérience et de technologies (Baldwin et Gu, 2005). Le contrôle étranger prend lui aussi la forme d'une variable nominale binaire, avec comme groupe de référence les entreprises sous contrôle canadien.

2.3 Caractéristiques de l'emplacement

Les variables d'agglomération que nous élaborons dans notre modèle de la productivité — densité locale des réseaux acheteurs-fournisseurs, bassins de main-d'œuvre et externalités de connaissances — ont pour origine les travaux de Marshall (1920). Nous décrivons dans la suite de ce document les variables utilisées pour mesurer ces économies marshalliennes, de même que les indicateurs ayant servi à prendre en compte d'autres catégories d'économies d'agglomération.

Le bassin de main-d'œuvre dans une région comblera les besoins d'une industrie donnée si la répartition de cette main-d'œuvre par professions correspond à la répartition par professions de l'effectif dont a besoin l'industrie en question. Nous définissons la composition de la main-d'œuvre pour une industrie dans une région métropolitaine en nous inspirant de Dumais, Ellison et Glaeser (1998) :

$$COMPOA_i^m = \sum_o \left(L_{io} - \sum_{j \neq i} \frac{E_j^m}{E^m - E_i^m} L_{jo} \right)^2,$$

où o représente une profession, i et j sont des indices représentant les industries, et m désigne la région métropolitaine. L mesure la proportion de travailleurs dans une industrie et une profession particulières, tandis que E mesure le nombre de travailleurs dans une industrie particulière ou dans l'ensemble des industries d'une région métropolitaine. Cet indice est une somme d'écarts quadratiques indiquant dans quelle mesure la répartition par professions à l'intérieur d'une industrie concorde avec la répartition par professions de la population active de la région métropolitaine dans son ensemble, à l'exclusion de l'industrie spécifiée. La répartition par professions des travailleurs de l'industrie est calculée à l'échelle nationale et englobe quelque 47 professions au niveau à deux chiffres de la Classification type des professions

de 1991, qui est utilisée pour les Recensements de 1991 et de 2001. Nous prévoyons qu'une plus grande concordance entre la répartition par professions dans une industrie (demande) et la répartition par professions de l'ensemble de la population active dans une région métropolitaine (offre) se traduira par une productivité plus élevée. Une concordance plus forte à cet égard entraîne une réduction de la valeur du terme quadratique. Nous nous attendons de ce fait à ce que cette variable ait un coefficient négatif dans les régressions qui suivent.

Nous calculons les externalités inter-industries en nous concentrant sur les industries étroitement liées entre elles, par le truchement des réseaux de fournisseurs ou d'acheteurs. Nous estimons la densité locale des réseaux acheteurs-fournisseurs à partir des données des entrées-sorties nationales et d'indicateurs de la concentration locale de la production à l'intérieur d'industries précises. L'existence d'une forte corrélation des estimations de la concentration géographique des producteurs en amont et des consommateurs en aval nous a amenés à examiner uniquement l'activité en amont. Afin de mesurer la variation locale de la densité des liens en amont pour chaque industrie au niveau à quatre chiffres et pour chaque RMR au Canada, nous définissons un quotient de localisation pondéré des fournisseurs en amont :

$$QLPFA_j^m = \sum_{i,i\neq j} w_{ij}^n \left(\frac{VTL_i^m / \sum_i VTL_i^m}{VTL_i^n / \sum_i VTL_i^n} \right).$$

Le terme entre parenthèses est un quotient de localisation pour chaque industrie i dans une région métropolitaine m. Les quotients de localisation sont calculés à l'aide de la valeur totale des livraisons (VTL) dans chaque industrie; ils servent à mesurer le degré de spécialisation d'une ville donnée relativement à une industrie. Une valeur inférieure à un indique que l'industrie est sous-représentée, tandis qu'une valeur supérieure à un indique que l'industrie est surreprésentée. Le terme w_{ij} représente la pondération de l'industrie i à titre de fournisseur de l'industrie j — c'est-à-dire la proportion de l'ensemble des entrées manufacturières achetées par l'industrie j qui provient de l'industrie i. La pondération des fournisseurs est estimée en fonction des opérations inter-industries à partir des données des tableaux nationaux des entrées-sorties du Canada. Les indices i et j désignent chacune des 236 industries de la fabrication au niveau à quatre chiffres de la Classification type des industries (CTI), m désigne l'une des quelque 140 régions métropolitaines du Canada et n correspond à l'ensemble du pays. Il faut préciser que nous avons également supprimé l'influence de l'industrie à laquelle appartient l'établissement en laissant tomber la diagonale principale de la matrice des coefficients directs des entrées-sorties. Dans le cas des régions métropolitaines dont les économies sont spécialisées dans les industries qui constituent d'importants fournisseurs de l'industrie j, la valeur de $QLPFA$ sera relativement élevée, ce qui devrait avoir un effet positif sur la productivité du travail dans les établissements de l'industrie j.

Il convient de mentionner que, puisque les mesures de la composition de la main-d'œuvre et des réseaux d'acheteurs-fournisseurs sont déterminées au niveau de la région métropolitaine, les valeurs de ces variables pour une industrie particulière seront constantes pour tous les établissements de l'industrie et de la région métropolitaine. Ainsi que nous l'avons déjà indiqué, cette situation rend nécessaire un ajustement des erreurs types dans notre modèle car, comme le

démontre Moulton (1990), ces erreurs peuvent présenter un biais si l'on fusionne des variables agrégées relativement à l'ensemble des micro-unités d'observation.

Le troisième effet d'agglomération découle des externalités de connaissances engendrées par la grande proximité de producteurs d'une même industrie dans une région urbaine donnée (externalités intra-industrie). La mesure des externalités de connaissances est une tâche notoirement difficile, voire impossible aux dires de Krugman (1991), car il n'existe aucune trace écrite de la circulation de l'information. Jaffe, Trajtenberg et Henderson (1993) ne partagent pas cette opinion. Ils soutiennent que les citations de brevets peuvent être utilisées pour établir les limites spatiales des flux de connaissances. Il demeure que le couplage de l'information sur les brevets avec les données au niveau des établissements — ces dernières étant de plus en plus fréquemment utilisées pour étudier le phénomène de l'agglomération — est étonnamment sous-exploité. Rigby et Essletzbichler (2002) montrent que les flux de connaissances incorporées dans les biens intermédiaires améliorent la productivité des établissements agglomérés, mais cette observation fournit peu d'éclaircissements quant au rôle des flux d'information non incorporée. Nous avons consacré un certain temps à l'étude de l'influence des brevets intra-industrie et inter-industries à l'échelon local — plus particulièrement les industries utilisatrices et productrices — sur la productivité du travail au niveau des établissements, mais les résultats ont été pour l'essentiel non significatifs. Nos mesures s'appuyaient sur le simple dénombrement des brevets dans les régions métropolitaines et dans les industries liées à la classification des brevets plutôt qu'aux citations des brevets. Que l'on considère 1999, des années antérieures ou encore des groupes d'années, aucune relation significative n'a été constatée entre le nombre brut de brevets et la productivité.

C'est pourquoi, à l'instar d'Henderson (2003) et de Rosenthal et Strange (2003), nous utilisons à la fois le dénombrement et la densité des établissements dans des régions géographiques données à titre de substitut des externalités de connaissances intra-industrie. En ce qui touche les « régions géographiques », nous avons eu recours aux données sur la latitude et la longitude des établissements et avons tracé à partir de là des cercles concentriques de différentes largeurs, soit de 0 à 5 kilomètres, de 0 à 10 kilomètres, de 0 à 50 kilomètres et de 0 à 200 kilomètres. Il faut préciser que le choix de ces distances n'a pas été fortuit, et ce, même si nous disposons de peu d'arguments théoriques permettant de déterminer jusqu'à quelle distance se propagent des catégories d'informations particulières. Relativement à chaque établissement, nous avons dénombré les établissements appartenant à la même industrie selon les codes à deux chiffres de la CTI. Dans une de nos études antérieures (se reporter à Baldwin et coll., 2007), le dénombrement des établissements d'une même industrie dans une région métropolitaine donnée a constamment produit des paramètres non significatifs dans les modèles de régression. Nous nous attendons à ce que l'augmentation de la densité des établissements donne lieu à un accroissement des externalités éventuelles de connaissances, ce qui devrait améliorer la productivité des établissements.

Nous incorporons à notre modèle la taille de la population métropolitaine à titre de substitut pour les économies assimilables à l'urbanisation qui ne sont pas prises en compte par d'autres éléments du modèle. Les avantages liés à la taille de l'économie urbaine sont nombreux. Les grandes économies urbaines offrent une plus grande diversité industrielle et professionnelle, ce qui facilite le transfert des innovations entre industries (Jacobs, 1969). Les centres très peuplés

créent aussi une demande d'infrastructures pouvant conduire à un accroissement de la productivité de toutes les industries (p. ex., autoroutes, aéroports, ports et réseaux de communications).

2.4 Caractéristiques de l'échantillon

Les tableaux 2 et 3 présentent des statistiques descriptives portant sur toutes les variables relatives à l'emplacement et sur celles des variables relatives à l'établissement qui sont continues. Le tableau 2 contient des valeurs pour les deux années ayant fait l'objet de nos observations, soit 1989 et 1999. Ce ne sont pas des valeurs logarithmiques. Le tableau 3 contient pour sa part des statistiques descriptives portant sur les écarts au niveau de ces variables. Outre la moyenne, la médiane et l'écart type pour chaque variable, les deux tableaux font état du nombre d'observations à partir desquelles ont été calculées les statistiques descriptives.

Tableau 2
Statistiques descriptives pour les établissements présents en 1989 et en 1999

	1989				1999			
	Moyenne	Médiane	Écart type	Observations	Moyenne	Médiane	Écart type	Observations
Caractéristiques de l'établissement								
Productivité du travail	82 775	57 910	113 862	11 323	87 298	55 644	112 083	11 323
Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	0,58	0,58	0,16	11 323	0,58	0,58	0,18	11 323
Travailleurs de la production	53	15	230	11 323	59	19	198	11 323
Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	0,46	0,37	0,52	11 323	0,42	0,33	0,53	11 323
Caractéristiques de l'emplacement								
Composition de la main-d'œuvre	5,1	4,3	2,4	3 204	5,5	4,8	2,5	3 204
Densité locale des fournisseurs en amont	6,0	1,2	24,5	3 204	6,9	1,2	29,0	3 204
Établissements dans un rayon de 5 km	41	17	74	11 323	31	13	54	11 323
Établissements dans un rayon de 10 km	50	20	73	11 323	41	17	57	11 323
Établissements dans un rayon de 50 km	279	134	360	11 323	203	98	264	11 323
Établissements dans un rayon de 200 km	359	216	446	11 323	270	163	345	11 323
Population	159 220	37 932	463 249	138	178 011	39 992	535 224	138

Source : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures.

Tableau 3
Statistiques descriptives de l'évolution des variables de 1989 à 1999

	Évolution des variables			
	Moyenne	Médiane	Écart type	Nombre d'observations
Caractéristiques de l'établissement				
Productivité du travail	4 523	-695	118 244	11 323
Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	0,002	0,004	0,17	11 323
Travailleurs de la production	6	1	116	11 323
Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	-0,04	-0,04	0,59	11 323
Caractéristiques de l'emplacement				
Composition de la main-d'œuvre	0,09	0,35	1,45	11 323
Densité locale des fournisseurs en amont	0,34	-0,01	9,8	11 323
Établissements dans un rayon de 5 km	-11	-2	34	11 323
Établissements dans un rayon de 10 km	-20	-5	52	11 323
Établissements dans un rayon de 50 km	-96	-26	155	11 323
Établissements dans un rayon de 200 km	-186	-98	212	11 323
Population	305 942	208 638	315 286	11 323

Nota : Les données présentées sont le résultat d'une totalisation spéciale effectuée par les auteurs.
Source : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures (1989 et 1999).

Les caractéristiques des établissements sont mesurées au niveau des établissements de fabrication. Nous avons circonscrit notre échantillon de plusieurs manières. En raison de la construction même de notre étude, les établissements situés dans les régions rurales sont exclus. En outre, nous incluons uniquement des établissements dont la moyenne de l'emploi sur trois ans est supérieure à zéro, étant donné que la productivité du travail n'est pas définie si la valeur de l'emploi est zéro.

De plus, l'échantillon ne comprend que les établissements dont la valeur ajoutée et le rendement du capital sont positifs. Dans ce dernier cas, cela signifie que la valeur ajoutée, une fois retranchée les salaires, est supérieure à zéro. Ces restrictions sont imposées par des raisons d'ordre pratique, du fait que les variables transformées logarithmiquement dont la valeur est de zéro ou moins sont mathématiquement non définies. Une autre raison est que les établissements pour lesquels la valeur ajoutée ou le rendement du capital est négatif subissent probablement des chocs économiques importants. Là encore, cela peut avoir pour effet de rendre floue la relation entre les entrées et la production.

Nous excluons les établissements qui changent d'emplacement ou d'industrie. Cela pourrait en effet donner lieu à des changements très marqués au niveau de nos variables d'emplacement, ce qui pourrait influer de façon significative sur nos coefficients estimés. Il est très difficile de dissocier l'influence du changement au niveau des caractéristiques de l'emplacement de celle exercée par d'autres facteurs. Par exemple, le changement d'emplacement donnera lieu à une modification de la densité des liens acheteurs-fournisseurs à l'échelon local, mais un tel déménagement coïncidera probablement aussi avec la construction d'un nouvel établissement, ce qui peut avoir une incidence sur la productivité.

Étant donné la nature longitudinale de l'analyse, la restriction la plus importante touchant notre échantillon est celle qui consiste à ne retenir que les établissements qui ont été présents pendant une période d'au moins 10 ans, de 1989 à 1999. Pour 1999, cette restriction, combinée à celles mentionnées précédemment, a eu pour conséquence de ramener de quelque 29 000 à environ 11 300 le nombre d'établissements de l'échantillon. L'exclusion des établissements qui n'ont pas été en exploitation pendant au moins 10 ans donne lieu à une réduction marquée du nombre d'observations dans notre échantillon et soulève la question d'un éventuel biais d'échantillonnage. Cela dit, les résultats que nous présentons dans la suite de ce document ressemblent beaucoup à ceux publiés antérieurement à propos d'un échantillon transversal d'établissements beaucoup plus vaste pour 1999, et nous avons constaté que ces résultats sont robustes en cas de changements importants au niveau des caractéristiques de l'échantillon.

En ce qui concerne les statistiques descriptives, on dénombre 11 323 établissements en exploitation en 1989 qui l'étaient encore en 1999. Les statistiques descriptives sur ces établissements, aux points initial et final, sont présentées au tableau 2 et celles de l'évolution des mêmes variables, au tableau 3.

La productivité moyenne des établissements a généralement augmenté au cours de la période. La productivité du travail moyenne des établissements présents en 1989 et en 1999 est passée de 82 775 $ à 87 298 $. Les autres caractéristiques au niveau de l'établissement sont demeurées relativement stables au cours de la période. Le ratio des bénéfices à la valeur ajoutée est demeuré essentiellement constant. Les tailles moyennes et médianes des établissements ont augmenté marginalement, tandis que les ratios des travailleurs hors production aux travailleurs de la production ont légèrement diminué.

Passons maintenant aux variables géographiques, ou variables d'emplacement, relativement à chaque établissement. Nous avons dénombré les établissements appartenant à la même industrie (codes à deux chiffres) à l'intérieur de différentes distances. Ce dénombrement rend compte de tous les établissements, et non pas uniquement de ceux faisant partie de notre échantillon. Des valeurs de population sont établies pour environ 140 RMR ou AR qui englobent les unités géographiques d'analyse. La composition de la main-d'œuvre et le quotient de localisation en amont sont calculés aux niveaux à trois et à quatre chiffres de la CTI du Canada pour chaque RMR et AR, ce qui produit 3 204 observations annuelles.

Le tableau 4 présente les coefficients de corrélation et les valeurs p connexes pour toutes les variables continues des modèles de régression. Ces corrélations sont établies après que toutes les variables aient été mises sous forme logarithmique puis aient été différenciées. En raison du nombre élevé d'observations, les valeurs p sont souvent significatives, malgré le fait que les coefficients de corrélation soient pour leur part relativement bas. Bien sûr, la colinéarité entre variables n'a pas pour effet de biaiser nos estimateurs, mais simplement de les rendre inefficaces.

Tableau 4
Corrélation des variables dans les modèles de régression

Changement	Productivité du travail	Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	Travailleurs de la production	Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	Entreprises comptant plusieurs établissements	Contrôle étranger	Composition de la main-d'œuvre	Densité locale des fournisseurs en amont	Établissements dans un rayon de 5 km	Établissements dans un rayon de 200 km	Établissements dans un rayon de 50 km	Établissements dans un rayon de 200 km	Population
Productivité du travail	1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	0,61	1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Travailleurs de la production	-0,26	-0,14	1	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,00)	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	0,35	0,27	-0,39	1	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,00)	(0,00)	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Entreprises comptant plusieurs établissements	0,05	0,01	0,03	0,00	1	...	...	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,25)	(0,00)	(0,97)	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Contrôle étranger	0,05	0,00	0,00	0,02	0,13	1	...	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,64)	(0,66)	(0,08)	(0,00)	...	...	...	...	...	...	...	...
Composition de la main-d'œuvre	-0,21	-0,02	0,00	0,02	-0,03	-0,01	1	...	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,09)	(0,60)	(0,04)	(0,00)	(0,55)	...	...	...	...	...	...	...
Densité locale des fournisseurs en amont	0,06	0,03	0,11	0,00	0,01	0,03	-0,01	1	...	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,75)	(0,35)	(0,00)	(0,25)	...	...	...	...	...	...
Établissements dans un rayon de 5 km	0,06	0,01	0,05	0,00	0,02	0,02	-0,11	0,00	1	...	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,20)	(0,00)	(0,62)	(0,02)	(0,06)	(0,00)	(0,99)	...	...	...	...	...
Établissements dans un rayon de 10 km	0,03	0,00	0,02	0,01	0,02	0,00	-0,06	0,04	0,35	1	...	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,65)	(0,07)	(0,26)	(0,06)	(0,90)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	...	...	...	...
Établissements dans un rayon de 50 km	0,05	0,01	0,04	-0,01	0,04	0,00	-0,14	0,05	0,31	0,45	1	...	...
Valeur p	(0,00)	(0,39)	(0,00)	(0,41)	(0,00)	(0,72)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	...	...	...
Établissements dans un rayon de 200 km	0,05	0,01	0,04	-0,02	0,03	0,00	-0,16	0,02	0,31	0,32	0,73	1	...
Valeur p	(0,00)	(0,25)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,74)	(0,00)	(0,02)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	...	...
Population	-0,04	-0,01	0,06	0,02	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01	-0,09	-0,15	-0,12	0,09	1
Valeur p	(0,00)	(0,28)	(0,00)	(0,03)	(0,24)	(0,34)	(0,00)	(0,40)	(0,00)	(0,08)	(0,00)	(0,00)	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Toutes les variables ont été mises sous forme logarithmique pour 1989 et 1999, puis différenciées.

Source : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures (1989 et 1999).

3. *Stratégie économétrique*

L'un des problèmes que pose l'estimation de l'équation (8) est l'existence d'effets fixes non observés qui sont associés à l'établissement *i*, l'entreprise connexe *j* et l'emplacement *k*, effets qui peuvent être corrélés avec notre vecteur de caractéristiques géographiques **G**. Dans l'équation (9), nous représentons ces effets fixes non observés au moyen de γ_i, η_j et λ_k, qui ont trait respectivement à l'établissement, à l'entreprise et à l'emplacement.

Afin d'illustrer ce problème, prenons l'exemple d'une entreprise importante qui s'est établie tout à fait par hasard dans un emplacement donné il y a plusieurs décennies (p. ex., 3M). Au fil des décennies subséquentes, l'entreprise a pu croître grâce à des procédés de production plus efficaces et à un meilleur développement de produits (caractéristique non observée). Bien souvent, les entreprises florissantes engendreront par essaimage d'autres entreprises, car certains de leurs employés ayant acquis des compétences techniques et administratives en viennent à lancer leur propre entreprise et à offrir des produits connexes. On peut penser notamment à Hewlet Packard dans la Silicon Valley. Par suite de l'essor de l'entreprise et de l'essaimage qui en résulte, des fournisseurs d'entrées locales font leur apparition, tandis que la population active de la collectivité locale se transforme et concorde de plus en plus avec ce regroupement géographique d'entreprises. Dans une telle situation, on observera en principe une association positive entre, d'une part, le degré de productivité du travail des entreprises de ce regroupement (entreprise d'origine et entreprises essaimées), et d'autre part la composition de la main-d'œuvre, la présence de fournisseurs en amont et le nombre d'entreprises appartenant à la même industrie. Ce résultat peut être imputé, non aux économies de localisation — appariement au niveau de la main-d'œuvre, liens acheteurs-fournisseurs et externalités de connaissances —, mais plutôt à la nature particulière de l'entreprise à l'origine du phénomène.

La même logique vaut pour l'emplacement géographique. La concentration d'entreprises peut être liée à des facteurs d'ordre naturel (p. ex., l'accès à des stocks de ressources naturelles) davantage qu'à une des formes d'économies de localisation à la Marshall.

Pour résoudre ce genre de problème, nous introduisons l'équation (9) par substitution dans l'équation (8), et nous prenons la différence d'ordre 1 entre périodes :

$$\ln \Delta LP_{ijk} = \Delta \ln a + \delta_1 \Delta \ln \frac{\hat{K}_i}{VA_i} + \delta_2 \Delta \ln \frac{L_{ihp,t}}{L_{ip,t}} + \delta_3 \Delta \ln L_{ip,t} + \delta_4 \Delta \ln r_i + \varphi' \mathbf{\Delta \ln X}_j + \theta' \mathbf{\Delta \ln G}_k + \Delta \ln \varepsilon_i, \qquad (10)$$

De cette manière, nous éliminons les effets fixes d'entreprise et d'emplacement pouvant être corrélés avec nos économies de localisation à la Marshall. Par contre, cela rend bien sûr plus ardue la tâche consistant à isoler ces effets, car il se peut que les variables importantes présentent peu de changement, et les erreurs types associées aux estimations vont augmenter.

4. *Estimations de modèles de panel*

Nous estimons différentes formes de l'équation (10). Nos principaux résultats sont présentés aux tableaux 5 et 6. On retrouve dans le tableau 5 la production obtenue à partir de deux modèles qui ont été estimés au moyen des moindres carrés ordinaires, après différenciation entre années. Toutes les erreurs types sont robustes, et des corrections ont été apportées au titre de la corrélation possible des erreurs entre établissements de fabrication dans une même région (Moulton, 1990). Le modèle 1 met en lumière la relation entre la productivité du travail et les caractéristiques d'établissement. Ainsi que nous l'avions prévu, la productivité du travail tend à être significativement plus élevée dans les établissements où le ratio des bénéfices à la valeur ajoutée — qui nous sert de substitut du ratio capital-travail — est élevé. C'est, de toutes les variables indépendantes, celle qui présente systématiquement la plus grande élasticité; de façon générale, chaque hausse de 10 % du ratio des bénéfices à la valeur ajoutée fait grimper la productivité de plus de 8 %. À mesure que le ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production augmente au niveau des établissements, la productivité tend de même à augmenter. L'élasticité de cette variable est habituellement moins que la moitié de celle du ratio des bénéfices à la valeur ajoutée. Les coefficients de ces variables correspondant aux caractéristiques d'établissements produisent des estimations raisonnables des coefficients de la fonction de production : la part implicite du travail est de 0,51 ($\beta = 0{,}29$ et $\sigma = 0{,}22$), la part du capital correspond à ($\alpha = 0{,}43$), et les rendements d'échelle sont presque constants ($\alpha + \beta + \sigma = 0{,}94$).

Les établissements appartenant à des entreprises qui comptent plusieurs établissements présentent une productivité plus élevée que les entreprises possédant un seul établissement, et les établissements sous contrôle étranger tendent à être plus productifs que les établissements sous contrôle canadien. Dans les deux cas, ces effets sont significatifs, et l'élasticité associée aux établissements sous contrôle étranger est à peu près la même que celle associée aux entreprises possédant plusieurs établissements.

Nous intégrons au modèle 2 nos mesures de l'agglomération. Le dénombrement des établissements appartenant à une même industrie et la taille de la population de la région métropolitaine servent de substitut pour les externalités de connaissances. Le nombre d'établissements de la même industrie est couramment utilisé pour rendre compte des économies de localisation (se reporter à Henderson, 2003, et à Rosenthal et Strange, 2003), alors que la population sert à rendre compte des économies d'urbanisation. Nous essayons d'estimer la distance à l'intérieur de laquelle les économies de localisation sont réalisées au moyen du dénombrement d'établissements à l'intérieur de cercles concentriques d'un rayon de plus en plus étendu. Dans une étude précédente (Baldwin et coll., 2007), où nous avons utilisé des données transversales pour une unique année — ce qui nous a mis dans l'incapacité de procéder à des corrections pour tenir compte du biais des variables omises —, nous avons observé que les économies de localisation et les économies d'urbanisation exerçaient un effet positif et significatif sur la productivité du travail au niveau des établissements. Nous avons aussi constaté que la distance sur laquelle étaient ressentis les avantages découlant du fait de partager un même emplacement avec d'autres établissements de la même industrie ne dépassait pas 10 kilomètres. Nous fournissons des précisions sur ces résultats dans la suite du présent document.

Ainsi que le montrent les résultats du modèle 2 au tableau 5, nos trois mesures d'agglomération ont une influence significative sur la productivité des établissements. Parmi ces variables, c'est celle de la composition de la main-d'œuvre locale qui est la plus significative, son incidence sur la productivité étant environ cinq fois plus élevée que les effets associés aux entreprises comptant plusieurs établissements et aux établissements sous contrôle étranger. Le coefficient de régression partielle de la variable de la composition de la main-d'œuvre montre que les établissements situés dans des régions métropolitaines où il existe une concordance étroite entre la répartition de la main-d'œuvre par professions et la répartition de leur propre effectif par professions enregistrent une productivité du travail nettement plus élevée. Une amélioration de 10 % de cette concordance entraîne une hausse de 5 % environ de la productivité des établissements.

Tableau 5
Résultats du modèle général

	Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p
Changement touchant les caractéristiques des établissements/entreprises				
Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	0,76	<0,001	0,75	<0,001
Travailleurs de la production	-0,10	<0,001	-0,11	<0,001
Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	0,38	<0,001	0,38	<0,001
Entreprises comptant plusieurs établissements (groupe de référence = entreprises comptant un seul établissement)	0,10	0,079	0,09	0,002
Contrôle étranger (groupe de référence = établissements sous contrôle canadien)	0,10	<0,001	0,09	<0,001
Changements touchant les caractéristiques de l'emplacement				
Composition de la main-d'œuvre	...	...	-0,51	<0,001
Densité locale des fournisseurs en amont	...	...	0,10	<0,001
Établissements situés dans un rayon de 5 km	...	...	0,02	0,021
Établissements situés dans un rayon de 200 km	...	...	0,02	0,403
Population	...	...	0,15	0,045
Constante	0,04	0,001	0,05	0,001
Nombre d'observations	11 323		11 323	
F	829		637	
Probabilité > F	<0,001		<0,0001	
R au carré	0,42		0,47	
Racine de l'erreur quadratique moyenne	0,45		0,43	

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Toutes les variables ont été mises sous forme logarithmique à l'exception des variables binaires, puis différenciées entre les années 1989 et 1999. Dans toutes les régressions, les erreurs types ont été corrigées de l'hétéroscédasticité et de la corrélation éventuelle des erreurs à l'intérieur des régions métropolitaines de recensement et des agglomérations de recensement.

Source : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures (1989 et 1999).

La densité des réseaux acheteurs-fournisseurs à l'échelle locale (qui sert de mesure des externalités inter-industries) exerce également une incidence positive et significative sur la productivité du travail au niveau des établissements et présente généralement une élasticité égale à environ un cinquième de celle associée aux effets de la composition de la main-d'œuvre. Enfin, la productivité augmente en fonction du nombre d'établissements situés à proximité et appartenant à la même industrie (mesure des externalités intra-industrie). La valeur du coefficient est positive et significative pour le nombre d'établissements dans un rayon de 5 kilomètres mais elle est non significative pour les établissements dans un rayon de 200 kilomètres. Nous obtenons le même résultat lorsque nous substituons d'autres distances pour le rayon de 200 kilomètres (10 kilomètres et 50 kilomètres)[1]. Par conséquent, à l'instar d'autres chercheurs, nous concluons à l'existence d'un gradient de distance for pour ce qui est des externalités intra-industrie.

Notre mesure des économies d'urbanisation, soit la taille de la population, a une influence négative sur la productivité des établissements dans notre régression multivariée. Cela laisse supposer un éventuel effet de congestion lié à l'accroissement de la taille de la ville.

Les résultats de notre modèle général montrent que, en moyenne, les économies d'agglomération donnent lieu à une hausse de la productivité au niveau des producteurs. Par contre, rien ne garantit que les avantages de la co-localisation auront une importance égale pour toutes les entreprises. Un moyen tout simple d'étudier ce point consiste à examiner la façon dont se manifestent les économies d'agglomération dans les industries de fabrication. Il y a deux raisons qui font que cette approche pose problème. Premièrement, le nombre d'établissements que comptent la plupart des industries aux niveaux à trois ou à quatre chiffres de la Classification type des industries (CTI) au Canada est très bas, et il serait donc difficile d'obtenir des résultats statistiquement significatifs. Deuxièmement, il serait ardu d'interpréter des résultats qui portent sur des centaines de secteurs. Pour éviter ce problème, nous adoptons une approche différente : nous agrégeons les industries de fabrication afin d'obtenir cinq grands secteurs, puis nous procédons à l'estimation du modèle 2 pour chacun de ces secteurs.

Les cinq secteurs en question ont été définis par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) (1987). Ils correspondent aux industries axées sur les ressources naturelles, à forte intensité de main-d'œuvre, fondées sur des économies d'échelle, à produits différenciés, et axées sur les sciences. Nous avons adapté la classification établie à l'origine par l'OCDE en vue de pouvoir l'appliquer aux données sur le secteur canadien de la fabrication. Baldwin et Rafiquzzaman (1994) énumèrent les industries au niveau à quatre chiffres de la CTI qui sont classées dans chacun des secteurs de l'OCDE. Chaque secteur est défini principalement d'après les facteurs qui influent sur le processus de concurrence. Pour les industries axées sur les ressources, le principal déterminant de la compétitivité est l'accès à d'abondantes ressources naturelles. Pour le secteur à forte intensité de main-d'œuvre, il s'agit du coût de la main-d'œuvre. Pour les industries à forte économie d'échelle, la capacité concurrentielle tient à la longueur du cycle de production. Pour les industries productrices de produits différenciés, cela dépendra de la capacité à adapter la production aux demandes de

1. Nous avons étalement estimé le modèle avec des cercles concentriques d'un rayon de 5 à 10 kilomètres et de 20 à 200 kilomètres et obtenu des résultats semblables.

marchés très variés. Enfin, dans le cas des industries axées sur les sciences, la capacité concurrentielle sera tributaire de l'application des connaissances scientifiques.

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation de notre modèle de panel pour chacun des cinq secteurs définis par l'OCDE. Dans l'ensemble, les caractéristiques des établissements ont la même incidence sur la productivité du travail dans les cinq secteurs, quoique la taille des coefficients de régression partielle varie. Nos mesures relatives aux entreprises ainsi que l'appartenance à une entreprise comptant plusieurs établissements et la propriété canadienne ou étrangère présentent le même signe positif dans chaque secteur, même si les coefficients sont d'une taille très variable et ne sont pas significatifs de façon uniforme. Les établissements appartenant à des entreprises qui possèdent plusieurs établissements ont une productivité plus élevée que les entreprises comptant un seul établissement, bien que l'écart de productivité soit statistiquement significatif uniquement dans le secteur à forte intensité de main-d'œuvre et dans le secteur axé sur les sciences. De même, tandis que les établissements appartenant à des intérêts étrangers ont une productivité plus élevée que ceux appartenant à des intérêts canadiens, l'écart n'est significatif que dans le secteur fondé sur les économies d'échelle et dans le secteur axé sur les sciences.

En général, les différentes sources d'économies d'agglomération ont le même signe pour tous les secteurs établis par l'OCDE, comme c'est le cas au tableau 5. Notre variable de la composition de la main-d'œuvre ou de son degré de concordance par rapport aux industries (COMPOA) présente le signe prévu dans tous les secteurs, et une plus grande concordance entre l'offre et la demande de travailleurs par profession entraîne une hausse significative de la productivité dans le secteur fondé sur les économies d'échelle, le secteur à produits différenciés et le secteur axé sur les sciences. Dans ce dernier secteur, la variable de la composition de la main-d'œuvre a une élasticité très élevée. Une amélioration de l'ordre de 10 % de la concordance par professions fait grimper la productivité des établissements de près de 7 %. Cette élasticité est plus élevée que celle observée pour toutes les autres variables du modèle relativement au secteur axé sur les sciences, exception faite de notre substitut du ratio capital-travail. L'influence de la composition de la main-d'œuvre est aussi relativement forte dans les industries canadiennes de fabrication faisant partie du secteur fondé sur les économies d'échelle et de celui à produits différenciés. Notre analyse transversale a donné en gros des résultats similaires, quoique le degré de signification de la variable de la composition de la main-d'œuvre varie de l'un à l'autre des secteurs établis par l'OCDE. Nous accordons plus de poids aux résultats présentés ici, car les variables omises dans l'analyse transversale se traduisent par des estimateurs biaisés et non convergents.

Tableau 6
Résultats du modèle sectoriel

	Axé sur les ressources naturelles		À forte intensité de main-d'œuvre		Fondé sur les économies d'échelle		À produits différenciés		Axé sur les sciences	
	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p
Changement touchant les caractéristiques des établissements/entreprises										
Ratio des bénéfices à la valeur ajoutée	0,85	<0,001	0,69	<0,001	0,65	<0,001	0,82	<0,001	0,91	<0,001
Travailleurs de la production	-0,11	<0,001	-0,12	<0,001	-0,13	<0,001	-0,09	<0,001	-0,11	<0,001
Ratio des travailleurs hors production aux travailleurs de la production	0,31	<0,001	0,32	<0,001	0,46	<0,001	0,41	<0,001	0,49	<0,001
Entreprises comptant plusieurs établissements (groupe de référence = entreprises comptant un seul établissement)	0,12	<0,001	0,10	0,118	0,02	0,331	0,03	0,558	0,13	0,005
Contrôle étranger (groupe de référence = établissements sous contrôle canadien)	0,04	0,158	0,06	0,131	0,09	0,019	0,16	0,106	0,19	0,017
Changement touchant les caractéristiques de l'emplacement										
Composition de la main-d'œuvre	-0,09	0,096	-0,17	0,112	-0,53	<0,001	-0,58	<0,001	-0,66	<0,001
Densité des fournisseurs en amont	0,10	<0,001	0,06	0,040	0,19	<0,001	0,06	0,309	0,07	0,219
Établissements situés dans un rayon de 5 kilomètres	-0,01	0,455	0,001	0,927	0,03	0,014	0,01	0,393	0,03	0,040
Établissements situés dans un rayon de 200 km	0,20	0,022	0,15	0,017	-0,15	0,015	-0,18	0,069	0,22	0,045
Population	-0,10	0,328	-0,11	0,171	-0,31	0,101	-0,16	0,269	0,30	0,175
Constante	-0,08	0,002	0,08	0,001	0,10	0,001	0,02	0,310	0,03	0,456
Nombre d'observations	3 028		2 933		2 545		2 012		805	
F	202		415		198		141		97	
Probabilité > F	<0,001		<0,001		<0,001		<0,001		<0,001	
R au carré	0,47		0,50		0,49		0,41		0,52	
Racine de l'erreur quadratique moyenne	0,42		0,37		0,42		0,47		0,47	

Nota : Toutes les variables ont été mises sous forme logarithmique à l'exception des variables binaires, puis différenciées pour les années 1989 et 1999. Dans toutes les régressions, les erreurs types ont été corrigées de l'hétéroscédasticité et de la corrélation éventuelle des erreurs à l'intérieur des régions métropolitaines de recensement et des agglomérations de recensement.
Source : Statistique Canada, Enquête annuelle des manufactures (1989 et 1999).

Pour chacun des secteurs ainsi définis par l'OCDE, la densité du réseau régional acheteurs-fournisseurs (QLPFA) exerce un effet positif sur la productivité de l'établissement. Cet effet est significatif pour tous les secteurs, sauf celui à produits différenciés et celui axé sur les sciences. L'élasticité de la variable du réseau acheteurs-fournisseurs a le niveau de signification statistique le plus élevé dans le secteur axé sur les ressources naturelles et dans celui fondé sur les économies d'échelle.

En général, le nombre d'établissements appartenant à la même industrie est significatif dans tous les secteurs, mais l'étendue spatiale apparente les externalités varie considérablement. Dans le cas des industries fondées sur des économies d'échelle et axées sur les sciences, le nombre d'établissements dans un rayon de 5 kilomètres **et** dans un rayon de 200 kilomètres a un effet positif significatif sur la productivité. En fait, l'effet est le plus fort dans le cas des établissements situés dans un rayon de 200 kilomètres — les élasticités laissent supposer qu'une augmentation de 10 % du nombre d'établissements se traduira par un accroissement d'environ 2 % de la productivité. Dans le cas des autres secteurs, le nombre d'établissements dans un rayon de 5 kilomètres n'a pas d'effet significatif. Toutefois, le nombre d'établissements situés dans un rayon de 200 kilomètres a une incidence sensible sur la productivité. Dans le cas des industries à forte intensité de main-d'œuvre, l'effet est positif mais, curieusement, dans le cas des industries nationales axées sur les ressources naturelles et les industries à produits différenciés, l'effet est négatif et significatif. Pour les industries axées sur les ressources naturelles, cela peut tenir aux rendements à la baisse de ressources naturelles autrefois très productives tandis que la raison d'être de l'élasticité négative dans le cas des industries à produits différenciés est moins évidente.

5. Conclusion

Le cadre de comptabilité de la croissance utilisé pour mettre en lumière les différents déterminants de la croissance économique met l'accent sur les changements touchant le travail, le capital, les matières intermédiaires et ce que l'on appelle habituellement la productivité multifactorielle (PMF), qui correspond à un résidu inexpliqué. La PMF est souvent attribuée à des entrées non mesurées, comme la capacité d'innovation, ou encore à des externalités produites par l'environnement, qu'il s'agisse de connaissances librement accessibles, de l'infrastructure sociale de l'économie ou des structures économiques sous-jacentes.

Les économies d'agglomération (localisation) de Marshall entrent dans cette dernière catégorie. Elles incluent les avantages que procure une composition de la main-d'œuvre appariée aux besoins des entreprises, la présence d'autres entreprises qui sont en mesure de fournir des entrées spécialisées, et l'information provenant d'autres entreprises de la même industrie qui peut servir à réduire les coûts et à améliorer la qualité des produits. Dans tous les cas, la distance — c'est-à-dire ici la proximité de travailleurs, de fournisseurs ou de sources d'information — est considérée comme étant un facteur qui apporte des avantages au chapitre des coûts.

Mesurer l'incidence de ces externalités n'est pas chose facile. Dans le but de résoudre certains des problèmes ayant empêché de procéder à un examen approfondi du phénomène de l'agglomération, la présente étude fait appel à une base de microdonnées détaillées sur les établissements et les entreprises du secteur canadien de la fabrication, qui permet de mesurer à la fois la productivité et les caractéristiques connexes des entités de production. Cette base de données englobe à peu près toute la population pertinente, ce qui a pour effet de réduire le biais d'échantillonnage associé à des bases de données moins complètes, et ce, sur une période de 10 ans. Les établissements peuvent être situés avec précision au moyen de codes géographiques constants utilisés tout au long de cette période de 10 ans. De cette manière, nous pouvons examiner à la fois les différences entre établissements à un moment donné et, plus important

encore, la manière dont l'évolution des caractéristiques urbaines au fil du temps a influé sur la productivité. Cet examen des changements survenus au fil du temps nous permet d'étudier la question de savoir, d'une part, si la croissance récente des économies urbaines et les changements relatifs à la structure industrielle ont donné lieu à leur tour à des changements touchant la productivité, et d'autre part si les résultats transversaux simples obtenus peuvent être le fait d'un biais d'échantillonnage — autrement dit, la productivité plus élevée des entreprises et des établissements situés dans certaines régions serait due peut-être à des caractéristiques particulières de ces entreprises (effets fixes), par opposition aux caractéristiques de certaines économies urbaines qui génèrent des économies d'agglomération.

Dans cette étude, la base de microdonnées est mise en relation avec deux autres sources de données. D'abord, les données de recensement fournissent des renseignements sur la répartition par professions de la population active dans les régions urbaines, le but étant de vérifier dans quelle mesure la concordance de cette répartition avec les besoins des entreprises situées dans ces régions est associée à la PMF. Des données des entrées-sorties sont utilisées afin de décrire la nature des liens importants pour différentes industries, puis on fait appel aux microdonnées en vue d'examiner la question de savoir si les fournisseurs importants des industries, selon les données des entrées-sorties, sont situés à proximité de chaque établissement et si l'influence connexe sur la PMF de l'établissement peut donner à penser que les liens avec les fournisseurs au niveau urbain contribuent à la PMF. Enfin, le nombre d'établissements d'une même industrie qui sont situés à proximité sert à déterminer s'il y a des externalités intra-industrie, du fait de transferts de connaissances, peu importe la forme que prennent ces transferts — employés qui passent d'un établissement à un autre, contacts officiels ou informels, etc.

Selon les résultats de notre étude, les trois sources d'économies d'agglomération sont importantes. Au niveau agrégé, nos résultats indiquent que la productivité des établissements est influencée de façon significative par la répartition des travailleurs par profession, de même que par la densité du réseau acheteurs-fournisseurs et par le nombre d'établissements appartenant à la même industrie dans la région où sont situés les établissements. Empiriquement parlant, c'est l'appariement au niveau de la répartition par professions qui exerce l'effet le plus marqué. Ces résultats étayent et enrichissent des constatations antérieures faites à la suite d'enquêtes transversales aux États-Unis (Rigby et Essletzbichler, 2002) et au Canada (Baldwin et coll., 2007).

Dans la foulée de Rosenthal et Strange (2001, 2003) ainsi que de Henderson (2003), nous étudions l'étendue géographique des avantages découlant de la co-localisation d'établissements. Comme ceux de Rosenthal et Strange (2003), nos résultats indiquent que les avantages de la co-localisation d'établissements d'une même industrie s'atténuent rapidement avec la distance. Une ventilation par secteur révèle toutefois des cas où les externalités intra-industries se produisent sur de plus grandes distances.

Nos résultats laissent également penser que l'incidence des économies d'agglomération urbaine sous l'angle de l'offre de main-d'œuvre et des fournisseurs spécialisés est largement répandue parmi toutes les industries, quoique son ampleur et son degré de signification statistique varient selon l'industrie.

Bibliographie

Almeida, Paul, et Bruce Kogut. 1999. « Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks ». *Management Science*. 45, 7 : 905–917.

Baldwin, John R., Desmond Beckstead, W. Mark Brown et David L. Rigby. 2007. *Économies urbaines et productivité*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 11F0027MIF2007045 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, John R., et Wulong Gu. 2003. « Export-market participation and productivity performance in Canadian manufacturing ». *Revue canadienne d'économique*. 36, 3 : 634–657.

Baldwin, John R., et Wulong Gu. 2005. *Liaisons globales : Multinationales, propriété étrangère et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication*. L'économie canadienne en transition. N° 11-622-XIF2005009 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, John R., et Mohammed Rafiquzzaman. 1994. *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication, 1970-1990*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 1F0019MIF1994061 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Barron, John M., Dan A. Black et Mark A. Loewenstein. 1989. « Job matching and on-the-job training ». *Journal of Labor Economics*. 7, 1 : 1–19.

Becker, Gary S. et Kevin M. Murphy. 1992. « The division of labor, coordination costs, and knowledge ». *The Quarterly Journal of Economics*. 107, 4 : 1137–1160.

Beeson, Patricia E., et Steven Husted. 1989. « Patterns and determinants of productive efficiency in state manufacturing ». *Journal of Regional Science*. 29, 1 : 15–28.

Black, Duncan, et Vernon Henderson. 1999. « A theory of urban growth ». *The Journal of Political Economy*. 107, 2 : 252–284.

Chinitz, Benjamin. 1961. « Contrasts in agglomeration: New York and Pittsburgh ». *The American Economic Review*. 51, 2 : 279–289.

Dumais, Guy, Glenn Ellison et Edward L. Glaeser. 1998. *Geographic concentration as a dynamic process*. Center for Economic Studies. Document de travail n° 98-3. Washington, D.C. : Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.

Duranton, Gilles. 2007. *California dreamin': the feeble case for cluster policies*. Manuscrit non-publié. Department of Economics, University of Toronto.

Duranton, Gilles, et Diego Puga. 2000. « Nursery cities: urban diversity, process innovation, and the life cycle of products ». *The American Economic Review*. 91, 5 . 1454–1477.

Gerking, Shelby. 1993. « Measuring productivity growth in U.S. regions: A survey ». *International Regional Science Review*. 16, 1-2 : 155–185.

Glaeser, Edward L., Hedi D. Kallal, José A. Scheinkman et Andrei Shleifer. 1992. « Growth in cities ». *The Journal of Political Economy*. 100, 6 : 1126–1152.

Henderson, J. Vernon. 2003. « Marshall's scale economies ». *Journal of Urban Economics*. 53, 1 : 1–28.

Henderson, J. Vernon, Ari Kuncoro et Matt Turner. 1995. « Industrial development in cities ». *The Journal of Political Economy*. 103, 5 : 1067–1090.

Jacobs, Jane. 1969. *The Economy of Cities*. New York : Random House.

Jaffe, Adam B., Manuel Trajtenberg et Rebecca Henderson. 1993. « Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations ». *The Quarterly Journal of Economics*. 108, 3 : 577–598.

Krugman, P. 1991. « Increasing returns and economic geography ». *The Journal of Political Economy*. 99, 3 : 483–499.

Lucas, Robert E. Jr. 1998. « On the mechanics of economic development ». *Journal of Monetary Economics*. 22, 1 : 3–42.

Marshall, Alfred. 1920. *Principles of Economics: An Introductory Volume*. (8^{e} éd.). New York; London : Macmillan.

Mincer, Jacob. 1984. *Labor mobility, wages, and job training*. Polycopié. New York : Columbia University.

Moomaw, Ronald L. 1981. « Productivity and city-size: A critique of the evidence ». *The Quarterly Journal of Economics*. 96, 4 : 675–688.

Moomaw, Ronald L. 1983. « Spatial productivity variations in manufacturing: A critical survey of cross-sectional analyses ». *International Regional Science Review*. 8, 1 : 1–22.

Moulton, Brent R. 1990. « An illustration of the pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units ». *The Review of Economics and Statistics*. 72, 2 : 334–338.

Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). 1987. *Ajustement structurel et performance de l'économie : rapport de synthèse / Organisation de coopération et de développement économiques*. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

Rauch, James E. 1993. « Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities ». *Journal of Urban Economics*. 34, 3 : 380–400.

Rigby, David L., et Jürgen Essletzbichler. 2002. « Agglomeration and productivity differences in U.S. cities ». *Journal of Economic Geography*. 2, 4 : 407–432.

Rosenthal, Stuart S., et William C. Strange. 2001. « The determinants of agglomeration ». *Journal of Urban Economics*. 50, 2 : 191–229.

Rosenthal, Stuart S., et William C. Strange. 2003. « Geography, industrial organization and agglomeration ». *The Review of Economics and Statistics*. 85, 2 : 377–393.

Rosenthal, Stuart S., et William C. Strange. 2004. « Evidence on the nature and sources of agglomeration economies ». Dans *Handbook of Regional and Urban Economics. Vol. 4*. J.Vernon Henderson et Jacques-François Thisse (rév.). Amsterdam : North-Holland. 4, 49 : 2119–2171.

Scott, Allen. 2001. *Global City-regions: Trends, Theory and Policy*. Oxford : Oxford University Press.

Sveikauskas, Leo. 1975. « The productivity of cities ». *The Quarterly Journal of Economics*. 89, 3 : 393–413.

ANALYSE ÉCONOMIQUE
DOCUMENTS DE RECHERCHE

No.001 Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : L'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications, ***Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (1 mars 2002)***

No.002 Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis, ***Beiling Yan (mai 2002)***

No.003 L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparison Canada/Etats-Unis, ***John Baldwin, Ron S. Jarmin et Jianmin Tang (mai 2002)***

No.004 Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – 1999 : La livraison des biens et des services sur les marchés internationaux, ***Colleen Cardillo (avril 2002)***

No.005 Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce, ***John Baldwin, W.Mark Brown (11 avril 2003)***

No.006 Antécédents de croissance, degré de concentration des connaissances et structure financière des petites entreprises, ***Guy Gellatly, S.Thornhill, A.Riding (06 août 2003)***

No.007 Prise en compte des émissions de gaz à effet de serre dans le cadre conventionnel d'estimation de la productivité, ***Tarek M. Harchaoui, Dmitry Kabrelyan, Rob Smith (le 1 novembre 2002)***

No.008 Vaincre les distances, vaincre les frontières : comparaison des échanges régionaux en Amérique du Nord, ***W.Mark Brown (16 avril 2003)***

No.009 L'impact des émissions de gaz à effet de serre sur la croissance de la productivité au Canada, 1981-1996 : une approche expérimentale, ***Tarek M. Harchaoui et Pierre Lasserre (le 1 novembre 2002)***

No.010 Une approche frontière de la productivité multifactorielle au Canada et aux Etats-Unis, ***Kais Dachraoui, Tarek M. Harchaoui (le 3 avril 2003)***

No.011 Participation aux marchés d'exportation et productivité du secteur canadien de la fabrication, ***John R.Baldwin, Wulong Gu (le 13 août)***

No.012 Effet de l'utilisation des technologies de pointe sur le rendement des entreprises du secteur canadien de la transformation des aliments, ***John R.Baldwin, David Sabourin et David Smith (le 3 juin 2003)***

No.013 Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – Opération canadiennes à l'étranger 1999 à 2001, ***Division de la balance des paiements, par Michael Marth (mai 2003)***

No.014 Effect de la réduction des tarifs sur la taille et sur le roulement des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication, ***Wulong Gu, G.Sawchuk, L.Whewell (le 19 août)***

No.015 Les sources de la croissance des émissions de CO2 du secteur canadien des entreprises, 1990 à 1996, ***par Kaïs Dachraoui, Gerry Gravel, Tarek M. Harchaoui et Joe St. Lawrence (septembre 2003)***

No.016 Répercussions du travail autonome sur la croissance de la productivité du travail: Comparison Canada-États-Unis, ***John R. Baldwin, James Chowhan (le 21 août 2003)***

No.017 Le capital public et sa contribution à la productivité du secteur des entreprises du Canada, ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (le 12 novembre 2003)***

No.018 Prospérité et productivité : Une comparaison Canada-Australie, ***Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean et Faouzi Tarkhani (le 09 décembre 2003)***

No.019 *Exode, rationalisation ou concentration? Analyse des sièges sociaux au Canada, 1999 à 2002,* ***John Baldwin, Desmond Beckstead et W. Mark Brown (le 08 décembre 2003)***

No.020 *Effet de l'évolution de l'utilisation des technologies sur le rendement des établissements dans le secteur de la fabrication au Canada,* ***John Baldwin et David Sabourin (27 juillet 2004)***

No.021 *Concurrence industrielle, évolution des parts de marché et croissance de la productivité,* ***John Baldwin et Wulong Gu (22 juillet 2004)***

No.022 *Innovation, survie et rendement des établissements canadiens de fabrication,* ***John Baldwin et Wulong Gu (Septembre 2004)***

No.023 *Renouvellement de l'économie manufacturière au Canada : Une comparaison régionale, 1973 à 1996,* ***W.Mark Brown (21 octobre 2004)***

No.024 *Rattrapage et perte de terrain : la performance provinciale du PIB par habitant entre 1990 et 2003,* ***John R. Baldwin, W. Mark Brown, Jean-Pierre Maynard, Danielle Zietsma (9 novembre 2004)***

No.025 *Qu'est-il advenu de la croissance économique et de la productivité au Canada et aux États-Unis à l'ère de l'information?* ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (23 novembre 2004)***

No.026 *Utilisation de l'eau, prix fictifs et productivité du secteur canadien des entreprises,* ***Kaïs Dachraoui et Tarek M. Harchaoui (1 décembre 2004)***

No.027 *Libéralisation des échanges : participation aux marchés d'exportation, croissance de la productivité et innovation,* ***John Baldwin et Wulong Gu (14 décembre 2004)***

No.028 *Comparaison des niveaux de productivité au Canada et aux États-Unis : étude de certains aspects de la mesure,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay, Fanny Wong et Beiling Yan (20 janvier 2005)***

No.029 *Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »?* ***André Bernard, Paul Warren et Beiling Yan (15 février 2005)***

No.030 *Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain,* ***Paul Warren (3 mars 2005)***

No.031 *Réactions à la libéralisation des échanges : changements observés au niveau de la diversification des produits dans les usines sous contrôle étranger et canadien,* ***John R. Baldwin, Richard Caves et Wulong Gu (24 mars 2005)***

No.032 *Investissements du Canada en science et innovation : Le concept actuel de la recherche et développement est-il suffisant?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Guy Gellatly (12 avril 2005)***

No.033 *Les disparitions du monde industriel : Fermetures d'usines et retrait de capitaux,* ***John R. Baldwin (4 mai 2005)***

No.034 *Multinationales étrangères et effectif des sièges sociaux des enterprises canadiennes de fabrication,* ***John R. Baldwin et W.Mark Brown (8 juin 2005)***

No.035 *Demande de compétences au Canada : le rôle de l'impartition à l'étranger et de la technologie de l'informaton et des communications,* ***Beiling Yan (28 octobre 2005)***

No.036 *Crédit commercial et limitation du crédit des entreprises canadiennes,* ***Rose Cunningham (04 novembre 2005)***

No.037 *Indicateurs clés au Canada,* ***Paul Warren (30 novembre 2005)***

No.038 *Les répercussions du commerce sur la taille des usines, la durée des cycles de production et la diversification,* ***John R. Baldwin et Wulong Gu (19 mai 2006)***

No.039 *Comment les régions du Canada s'adaptent-elles à un marché nord-américain plus grand et plus intégré?* ***Wulong Gu et Gary D. Sawchuk (31 mai 2006)***

No.040 *Proposition pour le traitement de la recherche et du développement comme une dépense en immobilisations dans le SCN du Canada,* ***Meir Salem et Yusuf Siddiqi (29 juin 2006)***

No.041 *Les mouvements cycliques du taux de change et les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication,* ***John R. Baldwin et Beiling Yan (28 juin 2006)***

No.042 *Concurrence, roulement des entreprises et croissance de la productivité,* ***John R. Baldwin et Wulong Gu (25 septembre 2006)***

No.043 *Influences intérieures et étrangères sur les prix canadiens selon les mouvements cycliques du taux de change, 1974 à 1996,* ***John R. Baldwin et Beiling Yan (8 novembre 2006)***

No.044 *Les fluctuations de l'avantage comparatif : le commerce et la spécialisation industrielle des régions manufacturières au Canada, 1974 à 1999,* ***W. Mark Brown (25 juin 2007)***

No.045 *Économies urbaines et productivité,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead, W. Mark Brown et David L. Rigby (18 juin 2007)***

No.046 *PIB réel et pouvoir d'achat de la production provinciale,* ***Ryan Macdonald (24 juillet 2007)***

No.047 *Estimation de la PTF en présence de points aberrants et de points leviers : examen de l'ensemble de données KLEMS* ***Ryan Macdonald (5 décembre 2007)***

No.048 *Croissance du revenu réel du Canada et des États-Unis avant et après 2000 : renversement des fortune,* ***Ryan Macdonald (22 novembre 2007)***

No.049 *Économies d'agglomération : estimations de panel de microdonnées du secteur canadien de la fabrication,* ***John R. Baldwin, W. Mark Brown et David L. Rigb (5 février 2008)***